Composante du produit nº 82-003-X au catalogue de Statistique Canada
Rapports sur la santé

Article

Évaluation de la structure factorielle du questionnaire sur les comportements parentaux administré à l'enfant dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes

par Rübab G. Arim, Jennifer D. Shapka, V. Susan Dahinten et Brent F. Olson

Février 2011

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Évaluation de la structure factorielle du questionnaire sur les comportements parentaux administré à l'enfant dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes

par Rübab G. Arim, Jennifer D. Shapka, V. Susan Dahinten et Brent F. Olson

Résumé

Contexte
Une place importante est accordée à l'effet des comportements parentaux dans la recherche sur la santé et le développement de l'enfant. La présente étude vise à évaluer trois échelles de comportement parental déclaré par l'enfant (nurturance, rejet et surveillance) utilisées dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) menée au Canada.

Données et méthodes
L'échantillon étudié était constitué de deux cohortes longitudinales (n = 1 164) d'enfants interviewés aux âges de 10 ou 11 ans, 12 ou 13 ans et 14 ou 15 ans. La structure factorielle de chaque échelle a été évaluée en procédant à une analyse factorielle confirmatoire avec estimation par les moindres carrés pondérés sur les matrices des corrélations polychoriques.

Résultats
Le modèle de nurturance parentale à 7 items de l'ELNEJ semble être bien ajusté aux données pour les enfants de 10 et 11 ans et de 12 et 13 ans, mais non pour ceux de 14 et 15 ans. L'ajustement du modèle de rejet parental à 7 items aux données n'est bon pour aucun des trois points dans le temps. Enfin, le modèle de surveillance parentale à 5 items est bien ajusté aux données aux trois points dans le temps. L'élimination d'un item de l'échelle de nurturance et d'un item de l'échelle de surveillance améliore l'ajustement de ces échelles aux données.

Interprétation
Les modèles révisés semblent être utiles pour évaluer la nurturance et la surveillance parentales. Le modèle de rejet parental n'a pas pu être confirmé pour l'échantillon d'adolescents étudié.

Mots-clés
Analyse des données, analyse factorielle, éducation des enfants, études de validation, questionnaire, rejet, relations parent-enfant.

Auteurs
Rubab G. Arim (613-951-0194, Rubab.Arim@statcan.gc.ca) travaille à la Division de l'analyse de la santé à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6. Jennifer D. Shapka, V. Susan Dahinten et Brent F. Olson travaillent à l'Université de la Colombie-Britannique.

Les travaux de recherche ont montré qu'il existe des liens significatifs entre les comportements des parents et la santé et le développement de l'enfant[1-6]. Par exemple, une faible nurturance parentale et un rejet parental prononcé ont été associés à des problèmes d'anxiété, de crimes contre les biens et d'hyperactivité/inattention à l'adolescence[3]. Toutefois, malgré le nombre considérable d'études, on en sait assez peu sur la qualité des mesures fondées sur les comportements parentaux déclarés par les enfants[7-9]. En l'absence de mesures validées empiriquement, il se pourrait que certains résultats reflètent des associations fausses. La présente analyse vise à combler cette lacune en évaluant la structure factorielle des échelles de comportement parental déclaré par l'enfant dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) réalisée par Statistique Canada.

Jusqu'à présent, aucune étude n'a eu pour objectif d'évaluer la structure factorielle du questionnaire sur les comportements parentaux administré à l'enfant dans l'ELNEJ. Comme les comportements parentaux mesurés par ce questionnaire sont souvent inclus en tant que facteurs de risque ou de protection dans la recherche en santé fondée sur l'ELNEJ[10], il est important d'évaluer la qualité de leur mesure.

L'ELNEJ est une enquête importante, dont les résultats peuvent influencer l'élaboration des politiques sur la santé et le développement des enfants[11]. Elle recueille des renseignements auprès

d'un échantillon représentatif d'enfants et de jeunes canadiens, de sorte que les résultats sont généralisables. En outre, comme les données sont de nature longitudinale, la structure factorielle du questionnaire sur les comportements parentaux administré à l'enfant peut être évaluée au cours du temps, ce qui fournit pour la validation des concepts un cadre analytique plus puissant que ne le ferait une série d'échantillons transversaux de la population étudiée.

Données et méthodes

Réalisée conjointement par Statistique Canada et Ressources humaines et Développement des compétences Canada, l'ELNEJ est une enquête bisannuelle qui a été lancée en 1994-1995. La population cible du premier cycle englobait les enfants de la naissance jusqu'à l'âge de 11 ans. Étaient exclus du champ de l'enquête les ménages du Yukon, du Nunavut et des Territoires du Nord-Ouest, ainsi que les enfants vivant en établissement. Le taux de réponse était de 87 %, de sorte que l'échantillon du cycle 1 (1994-1995) comptait 22 831 enfants[12]. Les taux de réponse de ces enfants aux deuxième et troisième cycles ont été de 67 % et de 65 %, respectivement[13].

Les données sur le ménage ont été fournies par la personne la mieux renseignée (PMR) au sujet de l'enfant durant une entrevue sur place ou par téléphone. Avec la permission de la PMR et en privé afin d'assurer le respect de la confidentialité, les enfants de 10 ans et plus ont répondu à un questionnaire distinct[13].

L'échantillon initial utilisé pour la présente analyse comprenait deux cohortes longitudinales. La première était constituée des enfants âgés de 10 ou 11 ans en 1998-1999 (cycle 3), qui ont été interviewés de nouveau à l'âge de 12 ou 13 ans en 2000-2001 (cycle 4) et à l'âge de 14 ou 15 ans en 2002-2003 (cycle 5). La seconde était constituée d'enfants âgés de 10 ou 11 ans en 2000-2001 (cycle 4), qui ont été interviewés de nouveau à l'âge de 12 ou 13 ans en 2002-2003 (cycle 5) et à l'âge de 14 ou 15 ans en 2004-2005 (cycle 6).

Avant de combiner les données sur les deux cohortes, une série de tests t (ou de tests du khi-carré pour les variables dichotomiques) ont été exécutés sur des échantillons indépendants pour s'assurer qu'il n'existait aucune différence systématique entre les cohortes pour ce qui est des facteurs démographiques, tels que le sexe, le revenu du ménage et le niveau de scolarité de la PMR, ou de la nurturance, de la surveillance et du rejet parentaux à chaque âge. Ces tests ont indiqué que des différences de caractéristiques socioéconomiques existaient entre les cohortes, mais qu'elles variaient selon le groupe d'âge et la cohorte. Ainsi, les PMR des enfants de la cohorte 1 ont déclaré un revenu du ménage plus faible que celles des enfants de la cohorte 2 pour ceux de 10 et 11 ans, mais le contraire a été observé pour les enfants de 14 et 15 ans.

La nurturance est la seule variable parentale pour laquelle a été constaté un écart statistiquement significatif, un effet de faible grandeur existant aux âges de 10 et 11 ans et de 12 et 13 ans (les enfants de la cohorte 2 ont déclaré des niveaux plus élevés de nurturance que les enfants de la cohorte 1).

Le format de réponse du questionnaire a été modifié, pour passer d'une échelle de 4 points au cycle 1 à une échelle de 5 points aux cycles subséquents; en outre, certaines questions ont été supprimées après le cycle 1, et de nouvelles questions ont été ajoutées après le cycle 2. Par conséquent, pour assurer l'uniformité des questions et des échelles de réponse, l'échantillon de l'étude a été tiré des cycles 3 à 6.

L'échantillon final utilisé pour l'étude comprenait 1 164 enfants qui ont été interviewés aux âges de 10 ou 11 ans, 12 ou 13 ans et 14 ou 15 ans, et pour lesquels des données complètes existaient pour les trois échelles de comportement parental. L'effet de l'érosion de l'échantillon d'un cycle à l'autre et de l'érosion due aux données manquantes a été examiné au moyen d'une série de tests t (ou de tests du khi-carré pour les variables dichotomiques). Le statut socioéconomique était un peu plus élevé dans l'échantillon final que dans l'échantillon initial, mais les mesures de la grandeur de l'effet étaient faibles.

Des enfants inclus dans l'analyse, 53 % étaient des filles, 75 % vivaient avec leurs parents biologiques, 15 % vivaient dans un ménage monoparental et 59 % vivaient dans un ménage dont le revenu annuel était égal ou supérieur à 50 000 $ quand ils étaient âgés de 10 ou 11 ans. La plupart des PMR (91 %) possédaient au moins un diplôme d'études secondaires.

Questionnaire sur les comportements parentaux

Le questionnaire sur les comportements parentaux administré aux enfants a été élaboré par Lempers et coll.[14], en s'inspirant du Children's Report of Parental Behavior Inventory de Schaefer[15] et du Child Rearing Practices Report de Roberts et coll.[16]. Le questionnaire original comportant 29 items mesurait trois comportements parentaux : la nurturance, la discipline incohérente axée sur le rejet et la surveillance. La *nurturance* englobe l'évaluation positive, le témoignage d'affection et le traitement égalitaire. La *discipline incohérente axée sur le rejet* englobe l'affect négatif, le contrôle et l'hostilité. La *surveillance* englobe la guidance et la supervision parentales[15,16]. Ces trois dimensions du comportement parental ont été corroborées au moyen d'une analyse factorielle exploratoire (AFE) avec rotation varimax[14]. Pour chacun des 29 items, le coefficient alpha était égal à 0,80. Les auteurs n'ont pas fourni les scores de cohérence interne des trois sous-échelles ni l'information sur la validité.

Dans la version du questionnaire utilisée dans l'ELNEJ, l'énoncé de l'un des items a été modifié, et dix items (6 sur la nurturance, 3 sur le rejet et 1 sur la surveillance) ont été exclus, ce qui a produit une échelle de 19 items. Une AFE fondée sur les données du premier cycle pour les enfants de 10 et 11 ans[12] a permis de cerner trois facteurs qui ont été nommés respectivement nurturance (7 items; alpha = 0,77), rejet (7 items; alpha = 0,59) et surveillance (5 items; alpha = 0,54).

Bien que l'AFE ait révélé la structure sous-jacente de ce questionnaire, les faibles valeurs des coefficients alpha donnent à penser qu'une évaluation empirique et conceptuelle plus rigoureuse de la mesure est nécessaire pour corroborer la validité des concepts[17]. À cet égard, on a montré que l'analyse factorielle confirmatoire (AFC) est une approche très efficace[18]. Contrairement à l'AFE, l'AFC de chaque modèle de comportement parental (nurturance, rejet et surveillance) fournit des données à l'appui de la validité du concept, dans la mesure où les concepts sont mesurés par des indicateurs spécifiques et qu'ils sont reliés d'une manière pouvant être prédite par la théorie.

Analyse des données

Les trois comportements parentaux, c'est-à-dire la nurturance (par exemple, « mes parents me sourient »), le rejet (par exemple, « mes parents me frappent ou menacent de le faire »), et la surveillance (par exemple, « mes parents veulent savoir exactement où je suis et ce que je fais »), ont été évalués au moyen d'une échelle de réponse de 5 points variant de 0 (jamais) à 4 (toujours), la perception de nurturance, de rejet et de surveillance exprimée par l'enfant étant d'autant plus forte que le score était élevé. (Dans l'échelle de surveillance, le codage de l'item « [mes parents] me laissent sortir n'importe quel soir » était inversé.)

Nous avons utilisé le coefficient alpha ordinal pour estimer la fiabilité des trois échelles[19]. Sur l'ensemble des trois points dans le temps (âges de 10 ou 11 ans, 12 ou 13 ans, et 14 ou 15 ans, respectivement), l'estimation de la fiabilité était « élevée » pour l'échelle de nurturance (0,90, 0,92, 0,94), « bonne » pour l'échelle de rejet (0,75, 0,79, 0,83) et « acceptable à satisfaisante » pour l'échelle de surveillance (0,63, 0,65, 0,70).

Nous avons effectué un ensemble distinct d'AFC pour évaluer la structure factorielle de chaque échelle de comportement parental aux trois points dans le temps. Comme l'étude visait à confirmer la validité des concepts, nous n'avons pas pondéré les données; nous reconnaissons donc que les résultats ne peuvent pas être généralisés à l'ensemble de la population[20]. Pour exécuter les AFC, nous nous sommes servis du programme LISREL 8.80[21], avec estimations par les moindres carrés pondérés (MCP)[22] sur une matrice des corrélations polychoriques[23] et une matrice de variance-covariance asymptotique, qui ont été calculées en utilisant le programme PRELIS[24] (version 2.80). Nous avons évalué l'ajustement du modèle en utilisant comme indices globaux de l'adéquation de l'ajustement le RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*)[25] et son intervalle de confiance (IC) à 90 %, le CFI (*Comparative Fit Index*)[26], et la version standardisée du SRMR (*Root Mean Squared Residual*)[27]. Un indice RMSEA inférieur ou égal à 0,06, un indice CFI égal ou supérieur à 0,95, et un indice SRMR égal ou inférieur à 0,08 indiquent un bon ajustement du modèle aux données[28]. L'IC à 90 % autour de la statistique RMSEA doit contenir la valeur 0,05 pour indiquer la possibilité d'un bon ajustement[29]. En plus des critères établis pour les statistiques d'adéquation de l'ajustement, nous avons pris en considération les estimations des paramètres de tous les items[30], ainsi que la matrice des résidus standardisés[31] pour évaluer l'ajustement du modèle. Dans la présente étude, nous nous attendions à ce que les valeurs de saturation factorielle standardisées soient supérieures ou égales à 0,30[17,32] et à ce que, pour chaque item, les résidus standardisés soient systématiquement inférieurs à 4,0[31].

Résultats

Nurturance

Le modèle de nurturance parentale à 7 items de l'ELNEJ (tableau 1) était bien ajusté aux données pour les enfants de 10 et 11 ans (RMSEA = 0,038, IC à 90 % = 0,024 à 0,053; CFI = 0,986; SRMR = 0,035) et pour les enfants de 12 et 13 ans (RMSEA = 0,039, IC à 90 % = 0,025 à 0,054; CFI = 0,989; SRMR = 0,036), mais non pour ceux de 14 et 15 ans (RMSEA = 0,078, IC à 90 % = 0,065 à 0,091; CFI = 0,981; SRMR = 0,067). Alors que la saturation factorielle était significative pour tous les items à chaque groupe d'âge, le quatrième, c'est-à-dire « [mes parents] et moi réglons un problème ensemble quand nous ne sommes pas d'accord à propos de quelque chose », donnait systématiquement des corrélations plus faibles avec les autres items (tableau A en annexe). Cet item touche au concept de résolution de problème et pourrait avoir une autre signification que la nurturance. Un examen des questionnaires sur la nurturance parentale passés en revue récemment par Locke et Prinz[33] a confirmé que la plupart des échelles de nurturance ne comportaient pas d'items de résolution de problème. En outre, aux âges de 14 et 15 ans, cinq des six résidus standardisés étaient supérieurs à 4,0 pour le quatrième item (intervalle de variation des résidus = -7,29 à 3,90), ce qui suggère un haut degré d'erreur dans la prédiction. Nous avons donc supprimé l'item 4 de l'échelle et exécuté un nouvel ensemble d'AFC.

Le modèle de nurturance parentale à six items révisé était bien ajusté aux données (RMSEA = 0,037, IC à 90 % = 0,018 à 0,055; RMSEA = 0,024, IC à 90 % = 0,001 à 0,045; RMSEA = 0,039, IC à 90 % = 0,022 à 0,058; CFI = 0,991; 0,997; 0,996; et SRMR = 0,029; 0,021; 0,020, à 10 et 11 ans, 12 et 13 ans, et 14 et 15 ans, respectivement) (tableau 2). La saturation du facteur était significative pour tous les items et les résidus standardisés étaient réduits considérablement pour chaque groupe d'âge.

Rejet

Le modèle de rejet parental à 7 items de l'ELNEJ ne donnait un bon ajustement aux données pour aucun des trois points dans le temps (RMSEA = 0,069, IC à 90 % = 0,055 à 0,082; RMSEA = 0,078, IC à 90 % = 0,063 à 0,090; RMSEA = 0,070, IC à 90 % = 0,057 à 0,084; CFI = 0,889; 0,895; 0,936; et SRMR = 0,064; 0,079; 0,067, à 10 et 11 ans, 12 et 13 ans, et 14 et 15 ans, respectivement). Par conséquent, le modèle n'a pas été confirmé pour cet échantillon d'adolescents. L'inspection des saturations factorielles et de l'unicité

Tableau 1
Saturations factorielles (SF), unicité de l'item (UI) et intervalle de variation des résidus (RES) pour les items dans les modèles à un seul facteur du questionnaire sur les comportements parentaux administré à l'enfant, selon le groupe d'âge du répondant, population à domicile de 10 à 15 ans, Canada, territoires non compris, 1998-1999, 2000-2001, 2002-2003 et 2004-2005

	10 et 11 ans				12 et 13 ans				14 et 15 ans			
			RES				RES				RES	
Comportement parental	SF	UI	de	à	SF	UI	de	à	SF	UI	de	à
Nurturance												
Mes parents...												
1. me sourient	0,75	0,44	-2,42	1,57	0,76	0,42	-2,71	-0,05	0,77	0,41	-6,16	1,19
2. me font des compliments	0,68	0,55	-3,50	1,57	0,78	0,40	-3,39	-0,05	0,91	0,18	-7,91	1,19
3. écoutent mes idées et mes opinions	0,78	0,40	-3,63	2,44	0,83	0,31	-4,29	4,11	0,89	0,20	-7,91	3,90
4. et moi réglons un problème ensemble quand nous ne sommes pas d'accord à propos de quelque chose	0,67	0,55	-3,53	2,44	0,70	0,51	-3,50	4,11	0,79	0,37	-7,29	3,90
5. s'assurent de me dire que je suis apprécié	0,78	0,40	-2,90	0,15	0,83	0,32	-3,39	-1,43	0,89	0,21	-6,79	-2,55
6. parlent des bonnes choses que je fais	0,85	0,27	-3,53	0,77	0,89	0,20	-4,29	0,54	0,91	0,17	-7,22	1,68
7. semblent être fiers des choses que je fais	0,87	0,25	-3,63	0,77	0,87	0,24	-3,13	0,54	0,91	0,17	-7,29	1,68
Rejet												
Mes parents...												
8. oublient vite un règlement qu'ils ont établi	0,44	0,81	-4,11	3,38	0,55	0,70	-4,93	1,69	0,45	0,80	-5,03	1,32
9. m'achalent à propos de petites choses	0,56	0,69	-2,09	0,54	0,58	0,66	-2,87	-0,03	0,66	0,57	-4,54	0,09
10. appliquent des règlements qu'ils ont établis seulement quand ça leur convient	0,37	0,87	-4,72	6,08	0,50	0,75	-5,99	5,18	0,62	0,61	-5,85	4,56
11. menacent de me punir plus souvent qu'ils ne le font vraiment	0,63	0,61	-3,99	1,44	0,67	0,55	-5,99	-0,03	0,70	0,51	-5,76	0,09
12. appliquent ou n'appliquent pas des règlements selon leur humeur	0,55	0,70	-5,07	6,08	0,69	0,53	-7,75	5,18	0,69	0,52	-5,51	4,56
13. me frappent ou menacent de le faire	0,79	0,38	-5,07	3,11	0,68	0,54	-6,06	4,40	0,79	0,37	-5,51	0,90
14. se fâchent contre moi et crient après moi	0,72	0,48	-4,65	3,11	0,77	0,40	-7,75	4,40	0,81	0,35	-5,85	0,90
Surveillance												
Mes parents...												
15. veulent savoir exactement où je suis et ce que je fais	0,66	0,56	-3,28	0,22	0,71	0,50	-2,07	1,24	0,75	0,44	-1,20	1,22
16. me laissent sortir n'importe quel soir	0,12	0,99	-0,78	0,87	0,14	0,98	-0,91	0,78	0,25	0,94	-3,38	3,02
17. me disent à quelle heure rentrer quand je sors	0,57	0,68	-3,17	1,10	0,63	0,61	-2,26	1,24	0,69	0,52	-2,74	3,02
18. se tiennent au courant de mes actes de mauvaise conduite	0,54	0,71	-3,28	0,68	0,42	0,82	-2,07	1,39	0,39	0,85	-1,20	0,75
19. aiment bien savoir où je vais et avec qui je suis	0,73	0,47	-3,17	0,59	0,75	0,44	-2,26	1,39	0,84	0,30	-3,38	0,75

Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, cycles de 1998-1999 à 2005-2006.

des items n'a permis de cerner aucun item particulier ayant une influence négative sur l'ajustement. En général, les items avaient une faible valeur de saturation (quoique chacun saturait de manière significative le facteur), une unicité importante et un grand intervalle de variation des résidus pour les trois points dans le temps (tableau 1).

Surveillance

Le modèle de surveillance parentale à 5 items de l'ELNEJ était bien ajusté aux données pour les trois points dans le temps (RMSEA = 0,035, IC à 90 % = 0,008 à 0,060; RMSEA = 0,001, IC à 90 % = 0,001 à 0,043; RMSEA = 0,041, IC à 90 % = 0,018 à 0,066; CFI = 0,982; 0,999; 0,988; et SRMR = 0,025; 0,012; 0,027, à 10 et 11 ans, 12 et 13 ans et 14 et 15 ans, respectivement). La saturation du facteur était significative pour tous les items. Cependant, le deuxième, c'est-à-dire « [mes parents] me laissent sortir n'importe quel soir », donnait une très faible saturation factorielle et avait une unicité importante pour chacun des trois points dans le temps (tableau 1). L'énoncé ambigu de l'item donne lieu à diverses interprétations. Par exemple, certains adolescents pourraient considérer le fait de pouvoir sortir n'importe quel soir comme un manque de diligence de la part des parents, tandis que d'autres pourraient le voir comme l'octroi d'un degré d'indépendance approprié et une preuve de confiance. L'ambiguïté a été signalée par Lempers et coll.[14], qui ont montré que l'item donnait une faible saturation factorielle sur l'échelle de nurturance parentale ($\lambda < 0,30$) plutôt que sur l'échelle de surveillance parentale. Nous avons supprimé l'item de l'échelle de l'ELNEJ et exécuté un nouvel ensemble d'AFC.

Le modèle de surveillance parentale à 4 items révisé était bien ajusté aux données pour les trois points dans le temps (RMSEA = 0,060, IC à 90 % = 0,028 à 0,098; RMSEA = 0,033, IC à 90 % = 0,001 à 0,075; RMSEA = 0,000, IC à 90 % = 0,001 à 0,052; CFI = 0,978; 0,994; 1,00; et SRMR = 0,027; 0,018; 0,010, pour les âges de 10 et 11 ans, 12 et 13 ans, et 14 et 15 ans, respectivement). La saturation du facteur était significative pour tous les items et les problèmes concernant les estimations des paramètres étaient résolus (tableau 2).

Tableau 2
Saturations factorielles (SF), unicité de l'item (UI) et intervalle de variation des résidus (RES) pour les items dans les modèles de nurturance et de surveillance parentales révisés du questionnaire sur les comportements parentaux administré à l'enfant, selon le groupe d'âge du répondant, population à domicile de 10 à 15 ans, Canada, territoires non compris, 1998-1999, 2000-2001, 2002-2003 et 2004-2005

	10 et 11 ans				12 et 13 ans				14 et 15 ans			
			RES				RES				RES	
Comportement parental	SF	UI	de	à	SF	UI	de	à	SF	UI	de	à
Nurturance (modèle révisé)*												
Mes parents...												
1. me sourient	0,74	0,45	-2,55	1,75	0,75	0,44	-2,37	1,15	0,76	0,42	-3,45	3,35
2. me font des compliments	0,68	0,54	-3,52	1,75	0,76	0,42	-2,67	1,15	0,90	0,20	-2,65	3,35
3. écoutent mes idées et mes opinions	0,76	0,42	-2,80	1,12	0,80	0,36	-2,79	0,10	0,80	0,36	-1,80	0,47
5. s'assurent de me dire que je suis apprécié	0,77	0,41	-2,99	1,12	0,82	0,32	-2,67	0,10	0,88	0,22	-2,49	0,47
6. parlent des bonnes choses que je fais	0,86	0,26	-2,99	0,65	0,89	0,20	-2,79	1,01	0,91	0,18	-3,45	3,66
7. semblent être fiers des choses que je fais	0,86	0,26	-3,52	0,65	0,87	0,25	-2,35	1,01	0,91	0,18	-2,65	3,66
Surveillance (modèle révisé)†												
Mes parents...												
15. veulent savoir exactement où je suis et ce que je fais	0,66	0,56	-3,20	0,29	0,71	0,44	-2,13	1,30	0,75	0,44	-0,92	1,15
17. me disent à quelle heure rentrer quand je sors	0,56	0,68	-3,18	1,35	0,62	0,36	-2,14	1,30	0,67	0,55	-1,02	1,15
18. se tiennent au courant de mes actes de mauvaise conduite	0,53	0,72	-3,20	0,93	0,42	0,32	-2,13	1,39	0,38	0,85	-0,92	1,12
19. aiment bien savoir où je vais et avec qui je suis	0,73	0,47	-3,18	0,93	0,75	0,20	-2,14	1,39	0,84	0,30	-1,02	1,12

* suppression de l'item 4 de l'échelle originale (mes parents et moi réglons un problème ensemble quand nous ne sommes pas d'accord à propos de quelque chose)
† suppression de l'item 16 de l'échelle originale (mes parents me laissent sortir n'importe quel soir)
Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, cycles de 1998-1999 à 2005-2006.

Discussion

La présente étude visait à évaluer la validité conceptuelle des mesures des comportements parentaux déclarés par l'enfant dans l'ELNEJ. Le seul modèle bien ajusté aux données (d'après les critères globaux d'adéquation) pour les trois points dans le temps était l'échelle de surveillance parentale. En outre, l'élimination d'un item conceptuellement et empiriquement faible améliore les propriétés métriques de l'échelle. Étant donné ces constatations, nous recommandons d'utiliser l'échelle révisée.

Du point de vue de la précision terminologique, le terme « surveillance parentale » pourrait ne pas refléter l'essence du concept. La surveillance peut être définie comme une méthode « de prévention ou d'intervention » utilisée par les parents[34,35]. Toutefois, la plupart des mesures de la surveillance évaluent ce que savent les parents, connaissances qui ont surtout pour origine la volonté de divulgation de l'enfant plutôt que les efforts de supervision des parents[36-38]. Par conséquent, il est recommandé d'utiliser le terme « connaissances parentales » ou « effort de surveillance » pour renommer l'échelle courante de surveillance parentale.

Initialement, l'adéquation de l'échelle de nurturance parentale n'a été confirmée que pour les périodes 1 et 2 (aux âges de 10 et 11 ans et de 12 et 13 ans), mais non la période 3 (aux âges de 14 et 15 ans). La présence de l'item de résolution de problème n'a pas pu être justifiée conceptuellement. Après la suppression de cet item, la validité du modèle a été confirmée pour tous les points dans le temps. Par conséquent, nous recommandons d'utiliser l'échelle révisée.

La structure factorielle de l'échelle de rejet parental n'a pas été confirmée. En plus du rejet, les items qui constituent cette échelle englobent des comportements tels que le manque de cohérence et la sévérité. En fait, le nom original de l'échelle était « discipline incohérente axée sur le rejet »[14]. Selon Sabatelli et Waldron[39], bien qu'une analyse factorielle exploratoire puisse fournir des données à l'appui de l'interdépendance d'items particuliers de l'échelle, ces items ne représentent peut-être pas un ensemble théoriquement cohérent d'indicateurs pour un concept particulier. Cela semble être le cas de l'échelle de rejet parental. Des travaux de recherche doivent être entrepris pour établir les caractéristiques qui définissent le concept de rejet et examiner les concepts connexes (par exemple, le comportement parental sévère), afin de clarifier leur interdépendance conceptuelle.

Limites

La présente étude possède un certain nombre de limites méthodologiques. Premièrement, bien que l'échantillon soit relativement grand, il n'est peut-être pas représentatif. De nombreux participants ont été exclus à cause de l'érosion longitudinale ou de la non-réponse au questionnaire sur les comportements parentaux. En fait, l'analyse des données manquantes a révélé que le statut socioéconomique (SSE) était plus élevé pour l'échantillon final que pour l'échantillon initial. Par conséquent, les constatations pourraient ne pas s'appliquer à un échantillon dont le

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Les analyses fondées sur des données provenant de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) englobent souvent les comportements parentaux déclarés par l'enfant comme facteurs de risque ou de protection.
- Peu de données existent sur la qualité des échelles de comportement parental de l'ELNEJ, car aucune étude n'a été menée pour évaluer leur validité.

Ce qu'apporte l'étude

- Le modèle de surveillance parentale à 5 items est bien ajusté aux données.
- Le modèle de nurturance parentale à 7 items de l'ELNEJ est bien ajusté aux données pour les enfants de 10 et 11 ans et de 12 et 13 ans, mais non pour ceux de 14 et 15 ans.
- Le modèle de rejet parental à 7 items n'est pas bien ajusté aux données; par conséquent, sa validité n'a pu être confirmée pour l'échantillon d'adolescents étudié.
- La suppression d'une question de l'échelle de surveillance parentale et d'une question de l'échelle de nurturance parentale améliore l'adéquation des modèles.
- L'utilisation des modèles révisés est recommandée pour les travaux de recherche destinés à explorer les relations entre les comportements parentaux et les résultats chez l'enfant.

SSE est plus faible. En outre, puisque l'étude visait à confirmer la validité des concepts, les données manquantes n'ont pas été imputées. Une répétition de l'étude serait utile afin de comparer les résultats actuels à ceux obtenus au moyen d'un échantillon plus grand et plus représentatif.

Une deuxième limite pourrait être due à l'utilisation du même échantillon pour confirmer la validité des modèles de l'ELNEJ et des modèles révisés. Strictement parlant, dans le contexte de l'analyse factorielle confirmatoire, supprimer un item d'un modèle pourrait nécessiter un nouvel ensemble de données indépendant pour confirmer la validité du modèle révisé[40]. Cependant, les révisions des modèles d'origine étaient mineures et n'étaient pas entièrement exploratoires; elles étaient dictées par des considérations conceptuelles fondées sur un examen minutieux des items.

Conclusion

Bien que les résultats de la présente analyse suscitent des réserves quant à la construction des concepts et au contenu des items des trois échelles de comportement parental déclaré par l'enfant dans l'ELNEJ, les deux modèles révisés semblent être utiles pour évaluer la nurturance et la surveillance chez les enfants et les jeunes de 10 à 15 ans. Des recherches doivent être entreprises pour évaluer l'utilité prédictive de ces échelles en examinant leur association à la santé et au développement de l'enfant. ■

Remerciements

La présente étude a été financée par une bourse de doctorat accordée à Rübab G. Arim par le Conseil de recherches en sciences humaines (CRSH) et par une subvention de recherche octroyée par le programme des Initiatives de recherche concertée de l'Initiative de la nouvelle économie (INE) du CRSH.

Références

1. E.M. Cummings, P. Davies et S.B. Campbell, *Developmental Psychopathology and Family Process: Research, Theory, and Clinical Implications*, New York, Guilford Press, 2000.
2. A.S. Masten et A. Shaffer, « How families matter in child development: Reflections from research on risk and resilience », dans A. Clarke-Stewart et J. Dunn, éd. *Families Count: Effects on Child and Adolescent Development*, New York, Cambridge University Press, 2006, p. 5-25.
3. V.S. Dahinten, J.D. Shapka et J.D. Willms, « Adolescent children of adolescent mothers: The impact of family functioning on trajectories of development », *Journal of Youth and Adolescence*, 36, 2007, p. 195-212.
4. P. Pires et J.M. Jenkins, « A growth curve analysis of the joint influences of parenting affect, child characteristics and deviant peers on adolescent illict drug use », *Journal of Youth and Adolescence*, 36, 2007, p. 169-183.
5. F.J. Elgar, R.S.L. Mills, P.J. McGrath *et al.*, « Maternal and paternal depressive symptoms and child maladjustment: The mediating role of parental behavior », *Journal of Abnormal Child Psychology*, 35, 2007, p. 943-955.
6. R.G. Arim, V.S. Dahinten, S.K. Marshall et J.D. Shapka, « An examination of the reciprocal relationships between adolescents' aggressive behaviors and their perceptions of parental nurturance », *Journal of Youth and Adolescence* (sous presse).
7. T.J. Dishion, B. Burraston et F. Li, « Family management practices: Research design and measurement issues », dans W.J. Bukowski et Z. Sloboda, sous la direction de, *Handbook for Drug Abuse Prevention: Theory, Science, and Practice*, New York, Kluwer Academic/Plenum, 2003, p. 587-607.
8. B.T. Karazsia, M.H.M. van Dulmen et B.G. Wildman, « Confirmatory factor analysis of Arnold et al.'s parenting scale across race, age, and sex », *Journal of Child and Family Studies*, 17, 2008, p. 500-516.
9. T. Dix et E.T. Gershoff, « Measuring parent-child relations », dans J. Touliatos, B.F. Perlmutter et M.A. Strauss, sous la direction de, *Handbook of Family Measurement Techniques*, Thousand Oaks, Sage, 2001, p. 125-142.
10. Statistique Canada, Le Programme des Centres de données de recherche, disponible à l'adresse http://www.statcan.gc.ca/rdc-cdr/proje_nlscy-elnej-fra.htm.
11. J.D. Willms, *Vulnerable Children. Findings from the National Longitudinal Survey of Children and Youth*, Edmonton, The University of Alberta Press and Human Resources Development Canada, 2002.
12. Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada, *Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, Cycle 1 — Guide de l'utilisateur des microdonnées*, Ottawa, Ministre de l'industrie, 1995.
13. Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada, *Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, Cycle 3 – Guide de l'utilisateur des microdonnées*, Ottawa, Ministre de l'industrie, 1998.
14. J.D. Lempers, D. Clark-Lempers et R.L. Simons, « Economic hardship, parenting, and distress », *Child Development*, 60, 1989, p. 25-39.
15. E.S. Schaefer, « Children's report of parental behavior: An inventory », *Child Development*, 36, 1965, p. 413-424.
16. G.C. Roberts, J.H. Block et J. Block, « Continuity and change in parent's child-rearing practices », *Child Development*, 55, 1984, p. 586-597.
17. T.A. Brown, *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*, New York, Guilford Press, 2006.
18. C. DiStefano et B. Hess, « Using confirmatory factor analysis for construct validation: An empirical review », *Journal of Psychoeducational Assessment*, 23, 2005, p. 225-241.
19. B.D. Zumbo, A.M. Gadermann et C. Zeisser, « Ordinal versions of coefficient aplhas and theta for Likert rating scales », *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 6, 2007, p. 21-29.
20. M.A. Ciol, J.M. Hoffman, B.J. Dudgeon *et al.*, « Understanding the use of weights in the analysis of data from multistage surveys », *Archives of Physical Medicine and Rehabilitation*, 87, 2006, p. 299-303.
21. *LISREL 8.80 for Windows* [logiciel], Lincolnwood, Scientific Software International, 2006.
22. K.G. Jöreskog, Structural Equation Modeling with Ordinal Variables using Lisrel, Lincolnwood, Scientific Software International, 2002, disponible à l'adresse http://www.ssicentral.com/lisrel/corner.htm.
23. D.B. Flora et P.J. Curran, « An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data », *Psychological Methods*, 4, 2004, p. 466-491.
24. *PRELIS 2.80 for Windows* [logiciel], Lincolnwood, Scientific Software International, 2006.
25. J.H. Steiger, « Point estimation, hypothesis testing, and interval estimation using the RMSEA: Some comments and a reply to Hayduk and Glaser », *Structural Equation Modeling*, 7, 2000, p. 149-162.
26. P. Bentler, « Comparative fit indices in structural models », *Psychological Bulletin*, 107, 1990, p. 238-246.
27. K.G. Jöreskog et D. Sorbom, *Lisrel's 8 User's Reference Guide*, Lincolnwood, Scientific Software International, 2001.
28. L. Hu et P. Bentler, « Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives », *Structural Equation Modeling*, 6, 1999, p. 1-55.
29. M.W. Browne et R. Cudeck, « Alternative ways of assessing model fit », dans K.A. Bollen et J.S. Lon, sous la direction de, *Testing Structural Equation Models*, Newbury Park, Sage, 1993, p. 136-162.
30. R.E. Schumacker et R.G. Lomax, *A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling, Second Edition*, Mahwah, Lawrence Erlbaum, 2004.
31. K.G. Jöreskog et I. Moustaki, « Factor analysis of ordinal variables. A comparison of three approaches », *Multivariate Behavioral Research*, 36, 2001, p. 347-387.
32. C. DiStefano, « The impact of categorization with confirmatory factor analysis », *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9, 2002, p. 327-346.
33. L.M. Locke et R.J. Prinz, « Measurement of parental discipline and nurturance », *Clinical Psychology Review*, 22, 2002, p. 895-930.
34. R.D. Laird, G.S. Pettit, K.A. Dodge et J.E. Bates, « Change in parents' monitoring-relevant knowledge: Links with parenting, relationship quality, adolescent beliefs, and antisocial behavior », *Social Development*, 12, 2003, p. 401-419.
35. R. Montemayor, « Parental monitoring », dans J.V. Lerner, R.M. Lerner et J. Finkelstein, sous la direction de, *Adolescence in America: An Encyclopedia*, Santa Barbara, ABC-CLIO, 2001.
36. A.C. Crouter et M.R. Head, « Parental monitoring and knowledge of children », dans M. Bornstein, éd. *Handbook of Parenting: Being and Becoming a Parent, Second Edition*, Mahwah, Lawrence Erlbaum, 2002, p. 461-483.
37. M. Kerr et H. Stattin, « What parents know, how they know it, and several forms of adolescent adjustment: Further support for a reinterpretation of monitoring », *Developmental Psychology*, 36, 2000, p. 366-380.
38. H. Stattin et M. Kerr, « Parental monitoring: A reinterpretation », *Child Development*, 71, 2001, p. 1072-1085.
39. R.M. Sabatelli et R.J. Waldron, « Measurement issues in the assessment of the experiences of parenthood », *Journal of Marriage and the Family*, 57, 1995, p. 969-980.
40. S. Kuhnel, « The didactical power of structural equation modeling », dans K.G. Jöreskog, R. Cudeck, S.H.C. Du Toit et D. Sorbom, sous la direction de, *Structural Equation Modeling: Present and Future: A Festschrift in Honor of Karl Jöreskog*, Lincolnwood, Scientific Software International, 2001, p. 79-96.

Annexe

Tableau A
Coefficients de corrélation polychorique des items des échelles de comportement parental déclaré par l'enfant à trois points dans le temps, selon le type d'échelle et le groupe d'âge du répondant, population à domicile de 10 à 15 ans, Canada, territoires non compris, 1998-1999, 2000-2001, 2002-2003 et 2004-2005

Numéro	Question	Groupe d'âge	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
Nurturance																						
1	1	10 et 11																				
2	2	10 et 11	0,53																			
3	3	10 et 11	0,53	0,52																		
4	4	10 et 11	0,47	0,41	0,57																	
5	5	10 et 11	0,56	0,51	0,60	0,51																
6	6	10 et 11	0,59	0,56	0,61	0,51	0,62															
7	7	10 et 11	0,60	0,52	0,61	0,53	0,63	0,75														
8	1	12 et 13																				
9	2	12 et 13								0,59												
10	3	12 et 13								0,59	0,60											
11	4	12 et 13								0,50	0,50	0,64										
12	5	12 et 13								0,60	0,58	0,66	0,55									
13	6	12 et 13								0,63	0,67	0,67	0,57	0,72								
14	7	12 et 13								0,62	0,62	0,67	0,56	0,71	0,78							
15	1	14 et 15																				
16	2	14 et 15															0,71					
17	3	14 et 15															0,59	0,70				
18	4	14 et 15															0,50	0,60	0,74			
19	5	14 et 15															0,65	0,77	0,71	0,61		
20	6	14 et 15															0,65	0,79	0,71	0,61	0,78	
21	7	14 et 15															0,66	0,78	0,72	0,61	0,78	0,84
Rejet																						
1	1	10 et 11																				
2	2	10 et 11	0,24																			
3	3	10 et 11	0,25	0,18																		
4	4	10 et 11	0,24	0,36	0,12																	
5	5	10 et 11	0,27	0,28	0,35	0,31																
6	6	10 et 11	0,22	0,39	0,16	0,52	0,31															
7	7	10 et 11	0,29	0,39	0,19	0,42	0,30	0,61														
8	1	12 et 13																				
9	2	12 et 13								0,31												
10	3	12 et 13								0,32	0,23											
11	4	12 et 13								0,30	0,39	0,19										
12	5	12 et 13								0,38	0,37	0,45	0,38									
13	6	12 et 13								0,24	0,31	0,19	0,44	0,31								
14	7	12 et 13								0,32	0,42	0,32	0,51	0,37	0,59							
15	1	14 et 15																				
16	2	14 et 15															0,25					
17	3	14 et 15															0,31	0,38				
18	4	14 et 15															0,29	0,46	0,31			
19	5	14 et 15															0,34	0,39	0,51	0,45		
20	6	14 et 15															0,25	0,40	0,38	0,50	0,44	
21	7	14 et 15															0,25	0,51	0,37	0,53	0,45	0,65
Surveillance																						
1	1	10 et 11																				
2	2	10 et 11	0,06																			
3	3	10 et 11	0,38	0,10																		
4	4	10 et 11	0,29	0,08	0,33																	
5	5	10 et 11	0,48	0,07	0,36	0,40																
6	1	12 et 13																				
7	2	12 et 13						0,08														
8	3	12 et 13						0,46	0,08													
9	4	12 et 13						0,26	0,08	0,28												
10	5	12 et 13						0,53	0,11	0,44	0,33											
11	1	14 et 15																				
12	2	14 et 15											0,21									
13	3	14 et 15											0,51	0,25								
14	4	14 et 15											0,27	0,09	0,25							
15	5	14 et 15											0,62	0,15	0,56	0,33						

... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, cycles de 1998-1999 à 2005-2006.